



TITLE:

# 2段タンデム待ち行列系における呼損率の分離可能性について(待ち行列理論とその周辺)

AUTHOR(S):

牧野, 都治

---

CITATION:

牧野, 都治. 2段タンデム待ち行列系における呼損率の分離可能性について(待ち行列理論とその周辺). 数理解析研究所講究録 1985, 564: 236-249

ISSUE DATE:

1985-06

URL:

<http://hdl.handle.net/2433/99075>

RIGHT:

## 2 段タンデム待ち行列系における呼損率 の分離可能性について

東京理科大 牧野都治 (Toji Makino)

### 1. まえがき

本論文では主に、2 段タンデム型の待ち行列系を扱う。ここで、たとえば  $A/B/1(N) \rightarrow M/1(0)$  のような記号を用いるが、これは次のシステムをさす。第 1 段が  $A/B/1(N)$  の単一窓口の系。ただし、かっこ内の数  $N$  は、第 1 段の行列での許客人数であって、行列人数が  $N$  のときに到着した客は損失呼になる。第 1 段の系でサービスをおえた客は、第 2 段の窓口にはいる。本論文で扱う第 2 段窓口は、いずれも上に例示した系、すなわち 指数サービス・単一窓口・行列許客人数は 0 の系である。したがって、第 2 段の窓口が小さかっているとき、第 1 段でサービス終了した客は、損失呼になる。

ところで、単段待ち行列系  $M/M/1(N)$  からの退去間隔は、 $N=0$  および  $\infty$  のとき、たかひに独立にな

ることがよく知られている。したがって、たとえば2  
段タンデムの系  $M/M/1(0) \rightarrow /M/1(0)$  での第2段の呼  
損率を知りたいとき、第1段  $M/M/1(0)$  からの出力  
 $GI$  が第2段への到着(入力)である単一窓口の系  
 $GI/M/1(0)$  を考えればよいことになる。

また、客の到着間隔が確率変数  $A$ 、サービス時間が確率  
変数  $S$  で表されるような単段の系  $M/G/1(0)$  からの退  
去間隔(出力)もたかひに独立で、 $A+S$  の分布にした  
かう。ゆえに2段タンデムの系  $M/G/1(0) \rightarrow /M/1(0)$   
での第2段の呼損率を知るのに、 $A+S$  を到着分布  $GI$  と  
する単段の系  $GI/M/1(0)$  での呼損率を計算すればよ  
い。

このように、第2段の呼損率を調べるのに、第1段をき  
り離して扱ってよいようなとき、「第2段の呼損率は分  
離可能である」という。本論文では、まず次のことを  
扱う。それは、 $M/M/1(N)$  からの退去間隔はたか  
ひに独立ではないのに、2段タンデムの系

$$M/M/1(N) \rightarrow /M/1(0)$$

での第2段の呼損率は分離可能であることを示す。この  
ことは、上に述べたように、第2段の呼損率を計算す  
るのに、第1段からの出力があたかも独立な、第2段

の窓口への入力とみなして計算してよいことも意味する。

つぎに,  $GI/M/1(0)$  からの出力は 1-dependent であるに拘らず,  $GI/M/1(0) \rightarrow M/1(0)$  での第2段の呼損率もまた分離可能であることを示す。しかし  $GI/G/1(0)$  からの出力も 1-dependent になるのに, たとえば

$$E_2/E_2/1(0) \rightarrow M/1(0)$$

の系は, もはや分離可能でないことを示す。

## 2. 第1段が $M/M/1(N)$ の系

$M/M/1(N)$  からの退去間隔は,  $N=0$  または  $\infty$  の場合を除いては, 一般に独立にならないことが, よく知られている。<sup>[4]</sup> それにも拘らず, 2段システムの系,

$$M(\lambda)/M(\mu_1)/1(N) \rightarrow M(\mu_2)/1(0)$$

を考えると, 第2段の呼損率は分離可能である。本節では, このことを示す。ただし, 上の  $\lambda, \mu_1, \mu_2$  はそれぞれ, 第1段への到着率, 第1段窓口でのサービス率, 第2段窓口でのサービス率を表す。

2- (1) 第1段からの退去を独立とみたときの, 第2段での呼損率

はじめに, 第1段からの退去間隔について考える。

いま, 第1段の系で, 客の退去直前の系人数を state  $i$  にと

り、退去直前の系人数が 1 である平衡状態確率  $p_1^{(-)}$  を求めると、

$$p_1^{(-)} = \frac{1}{1 + \rho_1 + \rho_1^2 + \dots + \rho_1^N} \quad \dots (1)$$

$$(\text{ただし, } \rho_1 = \lambda / \mu_1)$$

を得る。よって

$$1 - p_1^{(-)} = \frac{\rho_1 + \rho_1^2 + \dots + \rho_1^N}{1 + \rho_1 + \rho_1^2 + \dots + \rho_1^N} \quad \dots (2)$$

である。

ところで、 $M(\lambda)/M(\mu_1)/1(N)$  からの退去間隔  $U$  の分布の積率母関数 (m.g.f.) を  $M_U(\theta)$  とすると、これは上の  $p_1^{(-)}$ 、 $1 - p_1^{(-)}$  を用いて、次のように表せる。

$$M_U(\theta) = M_{A+S}(\theta) \cdot p_1^{(-)} + M_S(\theta) \cdot \{1 - p_1^{(-)}\} \quad \dots (3)$$

ただし、 $M_{A+S}(\theta)$  および  $M_S(\theta)$  はそれぞれ、 $A+S$  の分布、 $S$  の分布の m.g.f. であって、いまの場合

$$M_{A+S}(\theta) = \frac{\lambda}{\lambda - \theta} \cdot \frac{\mu_1}{\mu_1 - \theta}, \quad M_S(\theta) = \frac{\mu_1}{\mu_1 - \theta}$$

である。よって出力分布は次のようになる。

$$M_U(\theta) = \left( \frac{\lambda}{\lambda - \theta} \cdot \frac{\mu_1}{\mu_1 - \theta} \right) \cdot \frac{1}{1 + \rho_1 + \rho_1^2 + \dots + \rho_1^N} + \left( \frac{\mu_1}{\mu_1 - \theta} \right) \cdot \frac{\rho_1 + \rho_1^2 + \dots + \rho_1^N}{1 + \rho_1 + \rho_1^2 + \dots + \rho_1^N} \quad \dots (4)$$

つぎに,  $GI/M/1(0)$  での呼損率を調べてみる。そのために, この系への到着間隔を  $T$ , サービス時間を  $S$  とすると, 客の到着直前に系人数が 1 である平衡状態確率, つまり呼損率  $g_1^{(-)}$  は

$$g_1^{(-)} = P(T < S) \quad \dots (5)$$

により求められる。ここで  $T$  を, 形式的に (ほんとは独立ではないが)  $M/M/1(N) \rightarrow M/M/1(0)$  での  $\bar{n}$  1 段からの退去間隔  $U$  とおきかえ,  $S$  を  $\bar{n}$  2 段窓口でのサービス時間と考えることにすると,

$$g_1^{(-)} = \int_0^{\infty} e^{-\mu_2 t} \cdot g(t) dt$$

(ただし  $g(t)$  は  $T$  の p. d. f.)

$$= M_U(-\mu_2).$$

(4) 式を用いて,  $\bar{n}$  2 段での呼損率

$$g_1^{(-)} = \frac{\lambda \mu_1 \{ \mu_1^N + (\lambda + \mu_2) (\mu_1^{N-1} + \lambda \mu_1^{N-2} + \dots + \lambda^{N-2} \mu_1 + \lambda^{N-1}) \}}{(\mu_1 + \mu_2) (\lambda + \mu_2) (\mu_1^N + \lambda \mu_1^{N-1} + \lambda^2 \mu_1^{N-2} + \dots + \lambda^{N-1} \mu_1 + \lambda^N)} \quad \dots (6)$$

を得る。

2-(2) 平衡方程式を解いて求めた呼損率

通常の方法によって正しく求めらる呼損率が, 上記求めた

(b) 式と一致することを示そう。

そのために、表1のように状態も分類し、平衡方程式を立てる。表で、第1段の窓口の状態らしくには、行列人数を小さくした系人数を記してある。

表1.  $M(\lambda)/M(\mu_1)/1(N) \rightarrow /M(\mu_2)/1(0)$

の平衡方程式

State	第1窓口 の状態	第2窓口 の状態	平衡方程式
$(0,0)$	0	0	$\mu_2 \cdot P_{0,1} - \lambda \cdot P_{0,0} = 0$
$(0,1)$	0	1	$\mu_1 \cdot P_{1,0} + \mu_1 \cdot P_{1,1} - (\lambda + \mu_2) \cdot P_{0,1} = 0$
$(n,0)$ $(N \geq n \geq 1)$	$n$	0	$\lambda \cdot P_{n-1,0} + \mu_2 \cdot P_{n,1} - (\lambda + \mu_1) \cdot P_{n,0} = 0$
$(n,1)$ $(N \geq n \geq 1)$	$n$	1	$\lambda \cdot P_{n-1,1} + \mu_1 \cdot P_{n+1,0} + \mu_1 \cdot P_{n+1,1} - (\lambda + \mu_1 + \mu_2) \cdot P_{n,1} = 0$
$(N+1,0)$	$N+1$	0	$\lambda \cdot P_{N,0} + \mu_2 \cdot P_{N+1,1} - \mu_1 \cdot P_{N+1,0} = 0$
$(N+1,1)$	$N+1$	1	$\lambda \cdot P_{N,1} - (\mu_1 + \mu_2) \cdot P_{N+1,1} = 0$

上の方程式と、正規条件  $\sum_{i=0}^{N+1} (P_{i,0} + P_{i,1}) = 1$  を用いて、 $P_{i,j}$  ( $i=0, 1, \dots, N+1$ ;  $j=0, 1$ ) を求めることができて、とくに  $i=0$  に対して次式を得る。

$$P_{0,0} = \frac{\mu_2 \cdot \mu_1^{N+1}}{(\lambda + \mu_2)(\lambda^{N+1} + \lambda^N \mu_1 + \dots + \lambda^2 \mu_1^{N-1} + \lambda \mu_1^N + \mu_1^{N+1})}$$

$$p_{0,1} = \frac{\lambda}{\mu_2} \cdot p_{0,0} = \frac{\lambda \cdot \mu_1^{N+1}}{D}$$

$$\text{したがって, } D = (\lambda + \mu_2)(\lambda^{N+1} + \lambda^N \mu_1 + \dots + \lambda^2 \mu_1^{N-1} + \lambda \mu_1^N + \mu_1^{N+1}).$$

また,  $N \geq n \geq 0$  に対して  $n$  に対して,

$$p_{n,0} = \frac{\lambda^n \cdot \mu_2 \cdot \mu_1^{N+1-n}}{D}, \quad p_{n,1} = \frac{\lambda^{n+1} \cdot \mu_1^{N+1-n}}{D}$$

さらに,  $p_{N+1,0}$  および  $p_{N+1,1}$  は

$$p_{N+1,1} = \frac{\lambda^{N+2} \cdot \mu_1}{(\mu_1 + \mu_2) \cdot D}, \quad p_{N+1,0} = \frac{\lambda^{N+1} \cdot \mu_2 (\lambda + \mu_1 + \mu_2)}{(\mu_1 + \mu_2) \cdot D}$$

にそれぞれ。

第2段での(正しく)呼損率  $\rho_1^{(r)}$  は

$$\rho_1^{(r)} = \frac{p_{11} + p_{21} + p_{31} + \dots + p_{N+1,1}}{1 - (p_{00} + p_{01})} \quad \dots\dots(7)$$

で求めらるゝので, ここに上の値を代入して計算することにより, そゝが先に求めた(6)式と一致することゝわかる。

よって  $M(\lambda)/M(\mu_1)/1(N) \rightarrow M(\mu_2)/1(0)$  での第2段の呼損率は分離可能であるといつてよい。

### 3. 第1段が GI/M/1(0) の系

#### 3-1) GI/M/1(0) からの出力の従属性



確率変数列  $\{X_n\}$  があって,  $|i-j| > k$  であるような  $X_i$  と  $X_j$  とはたがいに独立になるならば,  $\{X_n\}$  は  $k$ -dependent な定常確率過程をつくるとよばれている。そこで, GI/G/1(0) という単一窓口からの退去間隔を考えこみると, こゝが 1-dependent であることがすぐわかるが, とくに GI/M/1(0) については, 次のように表すことができる。いま, 次の記号を用いる。

$C_n$ :  $n$  番目にサービスを受ける客

$L_n$ :  $(n-1)$  番目の退去と  $n$  番目の退去との間の時間間隔

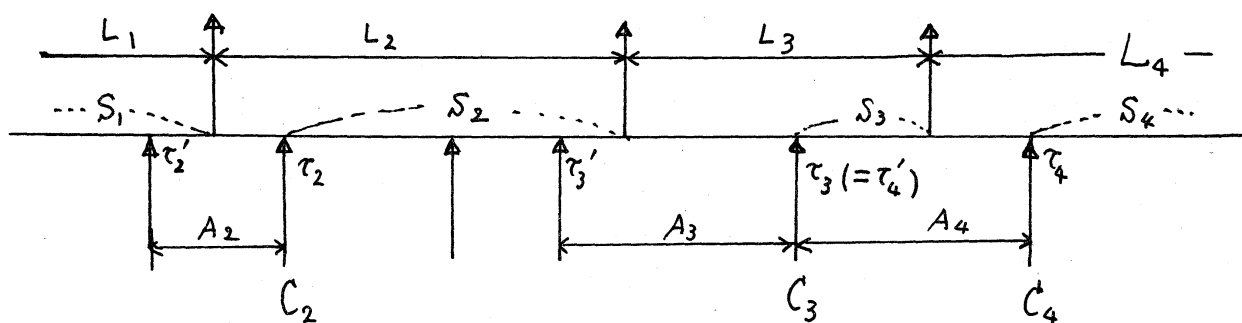
$S_n$ : 客  $C_n$  のサービス時間

$\tau_n$ : 客  $C_n$  の到着時刻

$\tau'_n$ : 客  $C_n$  が到着する直前にシステムに到着した客の到着時刻

そして,  $A_n = \tau_n - \tau'_n$  と書くことにする。図1は, このような到着と退去の関係を示している。

図1. 客の到着と退去



$S_i$  ( $i=1, 2, 3, \dots$ ) が指数分布にしたがうので、目のたとえば  $L_2$  を、次のように書くことができる。

$$L_2 = S_2 + (A_2 - S_1 | A_2 - S_1 > 0) \quad \text{---- (8)}$$

ただし (8) 式右辺の かっこ内の記号は、 $A_2 - S_1 > 0$  という条件のもとでの  $A_2 - S_1$  の分布を表す確率変数の意味である。同様に、 $L_3, L_4, \dots$  について

$$L_3 = S_3 + (A_3 - S_2 | A_3 - S_2 > 0) \quad \text{---- (9)}$$

$$L_4 = S_4 + (A_4 - S_3 | A_4 - S_3 > 0) \quad \text{---- (10)}$$

-----  
-----

よって、 $\{L_n\}$  は 1-dependent であることがわかる。

[注] 文献[5]では、「退去間隔が (8) 式のような同一分布にしたがう」とすべきところを、「(8) 式のように書けるので独立な分布にしたがう」としているが、それは誤りである。

### 3-(2) $GI/M/1(0) \rightarrow /M/1(0)$ の分離可能性

$GI/M/1(0) \rightarrow /M/1(0)$  の系で、第 2 段への客の到着直前における第 2 段の窓口の人数  $\begin{matrix} \nearrow n+1 \\ n \end{matrix}$ 

	0	1
0	$P(L > S_2)$	$P(L < S_2)$
1	$P(L > S_2)$	$P(L < S_2)$

 (0 か 1) を state にとって、 $P =$  推移確率行列  $P$  をつくと、右のようになる。(ただし  $P$  は、第 2 段への右番目の到着直前から、 $(n+1)$  番目の到着直前 < 実際には呼損になってしまいかもしない > における状態推移を表わしている。)

上の行列  $P$  で,

$L$  は第 1 段からの退去間隔 (出力),  $S_2$  は第 2 段窓口でのサービス時間

を意味する。この行列  $P$  から, 第 2 段での呼損率  $\rho_1^{(1)}$  は,  $L$  の dependency には無関係で

$$\rho_1^{(1)} = P(L < S_2)$$

と書けることがわかる。このことは, 第 2 段での呼損率は分離可能であることを意味している。

#### 4. 第 1 段が $E_2/E_2/1(0)$ の系

$GI/M/1(0) \rightarrow /M/1(0)$  では, 第 2 段の呼損率に関して, 第 1 段と分離できたが,  $GI/G/1(0) \rightarrow /M/1(0)$  では分離できない。このことを示すには,

$$E_2/E_2/1(0) \rightarrow /M/1(0)$$

について, これが分離不能であることを示せば十分である。そのことを示そう。

##### 4-1) 第 1 段からの退去を独立とみたときの, 第 2 段での呼損率

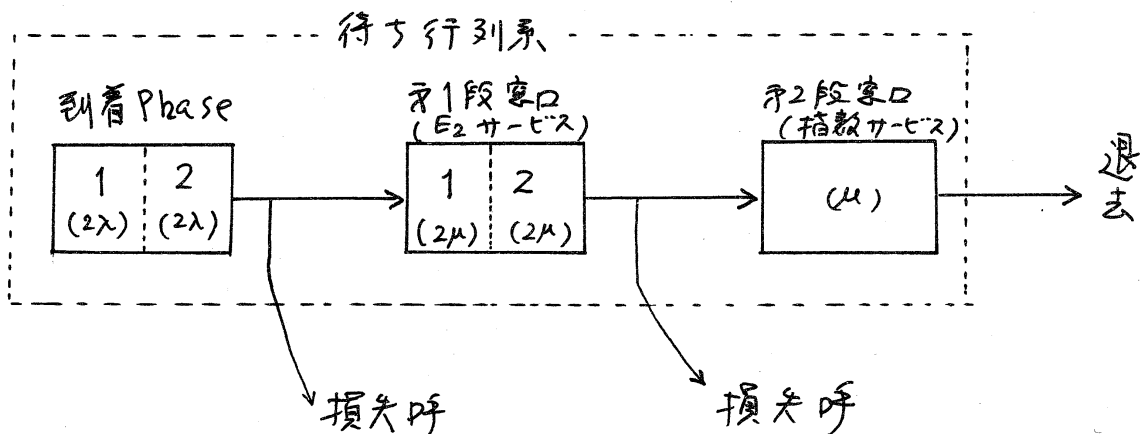
2-1) で考えたのと同じように, まず第 1 段からの退去間隔  $U$  の分布を考える。 $E_2/E_2/1(0)$  の系では, 各の退去直前に着目したとき, (列の) 到着者が到着位置 1, 2 の何れにあるかについて, (平衡状態で考えよと) 確率  $1/2$  ずつ

になっていることが，すぐわかる。よって， $U$  の分布の m.g.f.  $M_U(\theta)$  は，次のようになる。

$$M_U(\theta) = \frac{1}{2} \cdot \left( \frac{2\lambda}{2\lambda - \theta} \right)^2 \cdot \left( \frac{\mu}{\mu - \theta} \right) + \frac{1}{2} \cdot \left( \frac{2\lambda}{2\lambda - \theta} \right) \cdot \left( \frac{\mu}{\mu - \theta} \right) \quad \text{---- (11)}$$

ただし，本節で扱うシステムは次回に示すものとする。

図2.  $E_2(\lambda)/E_2(\mu)/1(0) \rightarrow M(\mu)/1(0)$  の系



第2段での呼損率を求めるには，2節で用いた(5)式

$$g_1^{(r)} = P(T < S)$$

を計算すればよいので，いまの場合

$$\begin{aligned} g_1^{(r)} &= M_U(-\mu) = \frac{1}{4} \cdot \left( \frac{2\lambda}{2\lambda + \mu} \right)^2 + \frac{1}{4} \cdot \left( \frac{2\lambda}{2\lambda + \mu} \right) \\ &= \frac{P(1+4P)}{2(1+2P)^2} \quad (P = \lambda/\mu) \end{aligned}$$

これが，第1段からの出力を，あたかも独立 ----- (12)

であるときとしたときの，第2段での呼損率で

ある。一方，正しい値は次のようにして求められる。

## 4-(2) 呼損率の分離不能性

図2に示した系  $E_2(\lambda)/E_2(\mu)/1(0) \rightarrow M(\mu)/1(0)$  について, 平衡方程式を立て, 平衡状態確率を求めるために, 表2をつくる。

表2.  $E_2(\lambda)/E_2(\mu)/1(0) \rightarrow M(\mu)/1(0)$   
の平衡方程式

State	到着の Phase	第1段 窓口	第2段 窓口	平衡方程式
(100)	1	0	0	$\mu \cdot P_{101} - 2\lambda \cdot P_{100} = 0$
(101)	1	0	1	$2\mu \cdot P_{120} + 2\mu \cdot P_{121} - (2\lambda + \mu) \cdot P_{101} = 0$
(110)	1	1	0	$2\lambda \cdot P_{210} + 2\lambda \cdot P_{200} + \mu \cdot P_{111} - (2\lambda + 2\mu) \cdot P_{110} = 0$
(111)	1	1	1	$2\lambda \cdot P_{211} + 2\lambda \cdot P_{201} - (2\lambda + 2\mu + \mu) \cdot P_{111} = 0$
(120)	1	2	0	$2\lambda \cdot P_{220} + 2\mu \cdot P_{110} + \mu \cdot P_{121} - (2\lambda + 2\mu) \cdot P_{120} = 0$
(121)	1	2	1	$2\lambda \cdot P_{221} + 2\mu \cdot P_{111} - (2\lambda + 2\mu + \mu) \cdot P_{121} = 0$
(200)	2	0	0	$2\lambda \cdot P_{100} + \mu \cdot P_{201} - 2\lambda \cdot P_{200} = 0$
(201)	2	0	1	$2\lambda \cdot P_{101} + 2\mu \cdot P_{221} + 2\mu \cdot P_{220} - (2\lambda + \mu) \cdot P_{201} = 0$
(210)	2	1	0	$2\lambda \cdot P_{110} + \mu \cdot P_{211} - (2\lambda + 2\mu) \cdot P_{210} = 0$
(211)	2	1	1	$2\lambda \cdot P_{111} - (2\lambda + 2\mu + \mu) \cdot P_{211} = 0$
(220)	2	2	0	$2\lambda \cdot P_{120} + 2\mu \cdot P_{210} + \mu \cdot P_{221} - (2\lambda + 2\mu) \cdot P_{220} = 0$
(221)	2	2	1	$2\lambda \cdot P_{121} + 2\mu \cdot P_{211} - (2\lambda + 2\mu + \mu) \cdot P_{221} = 0$

上の方程式と正規条件を用いて平衡状態確率を求めるとよいのであるが、少し煩雑になる。それよりも、ここでは第2段での呼損率が分離不能であることを示すのがわかりやすいので、 $\lambda/\mu = \rho$  の値が  $1/2$  のとき、分離不能となることを示そう。

このとき、平衡状態確率は次のようになる。

$$P_{100} = 1125/9450$$

$$P_{200} = 2362.5/9450$$

$$P_{101} = 1125/9450$$

$$P_{201} = 1237.5/9450$$

$$P_{110} = 1020/9450$$

$$P_{210} = 367.5/9450$$

$$P_{111} = 330/9450$$

$$P_{211} = 82.5/9450$$

$$P_{120} = 938/9450$$

$$P_{220} = 587/9450$$

$$P_{121} = 187/9450$$

$$P_{221} = 88/9450$$

第2段での呼損率  $\rho_1^{(-)}$  は

$$\rho_1^{(-)} = \frac{P_{121} + P_{221}}{P_{120} + P_{121} + P_{220} + P_{221}} \quad \text{----- (13)}$$

で求めらるるので、これに上の値を代入して計算してみると、

$$\rho_1^{(-)} = \frac{11}{72}$$

となる。これは、前に求めた(12)式の  $\rho_1^{(-)}$  の式で  $\rho = 1/2$  としたときの値  $3/16$  とは異なったものになっている。よって、 $E_2/E_2/1(0) \rightarrow M/1(0)$  は分離不能であることがわかった。

## 文 献

- [1] 津村善郎, 牧野郁治; タンデムによる  $G/M/1$  の考察,  
昭43年10月, 日本数学会予稿集.
- [2] 牧野郁治; 独立でない到着分布をもつ待ち行列系,  
昭44年10月, 日本数学会予稿集.
- [3] 金上 ; タンデムキューについての考察,  
昭46年5月, 日本数学会予稿集.
- [4] Laslett, G. M., "Characterising the Finite Capacity  
 $GI/M/1$  Queue with Renewal Output",  
Management Science, Vol. 22, No. 1, 1975.
- [5] Makino, T., "On the Independence of Inter-departure  
Intervals from Single Server Queueing Systems",  
Ann. Inst. Statist. Math., Vol. 29, No. 2, A, 1977.
- [6] 牧野郁治; 退去間隔の従属性と窓口の分離可能性  
について, 昭60年4月, 日本数学会予稿集.